تحلیل اثرات توسعه فناوری ارتباطات بر بهبود کیفیت محیط زیست در منطقه منا

سیما شافعی، درنا جهانگیرپور، حسن آزرم[1]

چکیده

مقاله حاضر به طور تجربی ارتباط بین میزان انتشار گاز CO_2 به عنوان شاخص کیفیت محیط زیست را با میزان توسعه فناوری ارتباطات در کشورهای منطقه منا طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کرده است. برای این منظور از از رویکرد همجمعی پنل استفاده شد. نتایج تحلیل همجمعی حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق بود. براساس نتایج بدست آمده، متغیر تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و آزادی تجارت در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنادار بر انتشار گاز CO_2 است. همچنین نتایج حاکی از آن است که استفاده از اینترنت به عنوان شاخص توسعه فناوری ارتباطات دارای اثر بلندمدت منفی و معنادار بر انتشار دی اکسیدکربن است. با توجه به روند افزایش سرانه انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای منطقه منا، لازم است سیاست‌های زیست‌محیطی جدیدی در منطقه اتخاذ گردد. در نهایت پیشنهاد می‌شود با بهبود زیرساخت‌های فناوری ارتباطات و تسهیل استفاده از آن در جامعه و نیز توسعه کسب و کارهای اینترنتی زمینه مناسب برای افزایش استفاده از این تکنولوژی‌های نوین و در نتیجه افزایش کیفیت محیط زیست فراهم شود.

طبقه بندی *JEL*: Q53, Q55, Q56 , O14

کلیدواژه: فناوری ارتباطات، انتشار گاز CO_2، منطقه منا

۱ - دانشجویان دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

مقدمه

جهان در سه دهه اخیر شاهد رشد قابل ملاحظه فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات[1] (*ICT*) بوده است (چاوانه و همکاران، ۲۰۱۵). مجازی شدن بسیاری از محصولات تا دیجیتالی شدن اطلاعات، غیرفیزیکی شدن انتقالات، کاهش نیاز به فضای گسترده در ادارات و انبارها، کوتاه شدن زنجیره عرضه، کاهش تمرکز جمعیت و افزایش امکان بازیافت از جمله نتایج مثبت گسترش *ICT* می‌باشد (قاسمی و محمدخان پور اردبیل، ۱۳۹۳). فناوری اطلاعات و ارتباطات علاوه بر تسریع در روند تبادل اطلاعات و تسهیل مدیریت و افزایش کارایی در بخش‌های مختلف اقتصادی بر میزان مصرف انرژی نیز تأثیرگذار می‌باشد. این اعتقاد وجود دارد که این رشد سریع استفاده از ICT منجر به بهبود بهره وری و کارایی انرژی شده است. لذا، اثرات آن بر محیط زیست قابل توجه می‌باشد. برخی از مطالعات به نقش مثبت *ICT* در کاهش انتشار گازهای گلخانه ای دست یافته‌اند (اردمن و هیلتی، ۲۰۱۰؛ چاوانه و همکاران، ۲۰۱۵؛ پاملین و پهلمن، ۲۰۰۸؛ ایشیدا، ۲۰۱۵؛ توفل و هوروات، ۲۰۰۴ و ویسنر، ۲۰۱۱). در حالی که تعداد دیگری از مطالعات نتیجه گرفتند که استفاده از *ICT* منجر به فشار بر مصرف انرژی و به ویژه مصرف برق شده (موير و هيوز، ۲۰۱۲ ؛ صلاح‌الدین و اعلم، ۲۰۱۵) و در نتیجه افزایش جهانی CO_2 را به دنبال داشته است (حمدی و همکاران، ۲۰۱۴). از طرفی طی دهه گذشته مراکز داده سالیانه ۱۱ درصد رشد داشته‌اند (گریمیلا و همکاران، ۲۰۱۳). همچنین ابراهیمی و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که ۱/۵ - ۱/۱ درصد کل مصرف جهانی برق مربوط به مراکز داده های صنعتی است. آمارها نشان می‌دهد که مصرف جهانی برق بعلت استفاده از خدمات و تولیدات *ICT* از ۳/۹ درصد در سال ۲۰۰۷ به ۴/۶ درصد در سال ۲۰۱۲ افزایش یافته است (هدیگم و همکاران، ۲۰۱۴). به علاوه، در دهه اخیر رشد سریع استفاده از *ICT* به خصوص مصرف اینترنت، باعث افزایش تقاضای برق خانگی شده است (صلاح‌الدین و اعلم، ۲۰۱۵). بر اساس برخی از برآوردها، صنعت *ICT* مسئول ۲ درصد از انتشار CO_2 جهانی است (فتوایس و زیمرمن، ۲۰۰۸؛ تیم اسمارتر، ۲۰۱۲).

تا اوایل دهه ۱۹۹۰ اثرات محیط زیستی *ICT* مورد بررسی قرار نگرفته است. از آن زمان تأثیرات استفاده از *ICT* مطرح شده است. با توجه به کاربرد فراوان انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، تعداد زیادی از مطالعات به بررسی اثرات *ICT* بر مصرف انرژی پرداختند. رومه و پارک (۲۰۰۰) با در نظر گرفتن فناوری های الکترونیکی، ارتباطی و اطلاعاتی به این نتیجه

---

۱. Information & Communication Technology

رسیدند که این فناوری ها، هم اثر مثبت و هم منفی بر پایداری محیط زیست دارند. سوی و ریجسکی (۲۰۰۲) به سیاست گذاران محیط زیستی در مورد پیچیدگی و عدم اطمینان بین فناوری اطلاعات و عملکرد زیست محیطی هشدار دادند. تاکاسی و میورتا (۲۰۰۴) به ارزیابی اثرات سرمایه گذاری *ICT* بر مصرف انرژی در ژاپن و آمریکا پرداختند نتایج نشان داد با افزایش سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات شدت مصرف انرژی در ژاپن افزایش یافته است و در آمریکا سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات بر درآمد اثر مثبت دارد و در نتیجه احتمالا تقاضای داخلی برای مصرف انرژی افزایش و در نتیجه کیفیت محیط زیست کاهش می یابد. کای و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه گروهی از بنگاه‌ها در چین نشان دادند که استفاده مناسب از فناوری های اطلاعات باعث افزایش پیشرفت تجهیزات و بهبود بهره وری و کارایی انرژی می شود. ال- مولالی (۲۰۱۳) تأثیر فروش اینترنتی بر انتشار CO_2 را در ۷۷ کشور در حال توسعه و توسعه یافته برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داد. اگر چه در مجموع نتایج نشان داد استفاده از اینترنت باعث کاهش انتشار CO_2 می شود. اما این رابطه برای کشورهای توسعه یافته معنی دار و برای کشورهای در حال توسعه معنی دار نمی باشد. ایشیدا (۲۰۱۵) با استفاده از داده های سری زمانی در ژاپن، نشان داد با گسترش *ICT* مصرف انرژی کاهش و در نتیجه با افزایش کارایی انرژی کیفیت محیط زیست بهبود می یابد.

از طرفی تولید و خدمات *ICT* نیاز به مصرف برق دارد. در مجموع استدلال می‌شود رشد قابل توجه استفاده از *ICT* فشار زیادی را بر مصرف برق ایجاد کرده است که این از عوامل عمده افزایش انتشار آلاینده‌ها می باشد. در همین راستا، تعداد زیادی از مطالعات عمدتا با استفاده از داده‌های سری زمانی به این مسئله پرداخته‌اند. روم (۲۰۰۲) در مطالعه ای در اقتصاد آمریکا نشان داد که اینترنت علت افزایش تقاضای برق نیست و حتی تا حدی کارایی انرژی را نیز بهبود بخشیده است. چو و همکاران (۲۰۰۷) بیان کردند با افزایش سرمایه گذاری در *ICT* مصرف برق افزایش می‌یابد. اگر چه یافته های کلی مطالعه نشان داد افزیش استفاده از *ICT* منجر به افزایش کارایی انرژی می شود. کمیسیون اروپا (۲۰۰۶) با تحلیل اثر استفاده از *ICT* روی مصرف برق در کشورهای منتخب بیان کردند در سطح کلان، استفاده از *ICT* مصرف برق را افزایش اما در سطح خرد بهبود کارایی انرژی را رقم زده است. صلاح‌الدین و اعلم (۲۰۱۵) نشان دادند مصرف اینترنت علیت گرنجری، مصرف برق و رشد اقتصادی در استرالیا است. همچنین، سادروسکی (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط بین *ICT* و مصرف برق در اقتصادهای نوظهور با استفاده از مدل پانل پویا پرداخت. نتایج نشان داد با استفاده بیشتر از *ICT* مصرف برق در این کشورها افزایش می‌یابد.

به علاوه، امروزه افزایش انتشار CO_2 یکی از علل‌های اصلی گرمایش جهانی و کاهش کیفیت محیط زیست می‌باشد. در این راستا اثر رشد اقتصادی بر محیطزیست زمینه‌ی مشترک پژوهش در میان اقتصاددانان شده است. مطالعات وسیعی در زمینه‌ی ارتباط رشد اقتصادی با انتشار CO_2 وجود دارد. اکثر مطالعات موجود، رشد اقتصادی و رابطه محیط‌زیستی را در چارچوب منحنی کوزنتس[1] (EKC) بررسی می‌کنند. EKC نشان می‌دهد که با افزایش درآمد، انتشار دی اکسیدکربن افزایش می‌یابد تا به یک سطح آستانه رسیده و از آن به بعد با افزایش درآمد، انتشار CO_2 شروع به کاهش می‌کند (ال-مولالی، ۲۰۱۳؛ شهباز و همکاران، ۲۰۱۵؛ استرن، ۲۰۰۰؛ امیر تیموری و خلیلیان، ۱۳۸۸؛ مداح و عبداللهی، ۱۳۹۲). از طرفی محیط‌زیست هر کشور علاوه بر اثرپذیری از تحولات اقتصاد داخلی، در معرض تغییرات در عرصه تجارت خارجی نیز قرار دارد. این تعامل محیط زیست با تجارت خارجی عمدتا از طریق آزادسازی تجاری صورت می‌گیرد. تجارت از سویی می تواند باعث ایجاد ثروت و افزایش رفاه گردد و از این رهگذر ثروت ایجاد شده برای محیط زیست مورد استفاده قرار گیرد و منافع حاصل از تجارت به معنای استفاده کمتر از منابع و تولید کمتر زباله باشد (اصغری و عاملی، ۱۳۸۹؛ ایکسلند و هریکسون، ۲۰۱۵؛ ژائو و همکاران، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، از منظر زیست محیطی تجارت به معنای تولید کالای بیشتر و ایجاد خسارات زیست‌محیطی بیشتر خواهد بود و لزوما باعث بهبود محیط زیست نمی‌شود (هی، ۲۰۰۶؛ لائو و همکاران، ۲۰۱۴؛ هافمن و همکاران، ۲۰۰۵).

ارتباط بین انتشار CO_2 و توسعه مالی نیز در ادبیات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است. از جمله، تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که درجه بالای توسعه مالی شرایط محیط زیست را بهبود می بخشد. جلیل و فریدان (۲۰۱۱) گزارش کردند توسعه مالی انتشار CO_2 در چین را کاهش داده است. ژانگ (۲۰۱۱) نیز نشان داد با افزایش توسعه مالی در کشورهای آفریقایی میزان انتشار CO_2 در این کشورها افزایش و کیفیت محیط زیست کاهش یافته است. مرور مطالعات در این زمینه نشان می‌دهد که توسعه مالی دارای اثرات متفاوتی بر آلودگی ناشی از انتشار CO_2 و در نتیجه کیفیت محیط‌زیست می‌باشد.

از طرفی فراوانی نسبی منابع انرژی در کشورهای منطقه منا باعث افزایش مصرف سرانه و شدت انرژی در مقایسه با کشورهای مشابه شده است. از آنجایی که سطح بالای شدت انرژی دارای اثرات منفی بر کیفیت محیط زیست می‌باشد. لذا، توسعه تکنولوژیهای نوین به منظور افزایش بهره‌وری انرژی و در نتیجه کاهش اثرات جانبی منفی ناشی از مصرف انرژی بر عملکرد زیست محیطی ضروری به نظر می‌رسد.

1. Environmental Kuznets Curve (EKC)

بر این اساس، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر استفاده از اینترنت، تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص توسعه مالی و باز بودن درجه تجاری بر روی میزان انتشار سرانه دی اکسیدکربن در کشورهای منطقه منا می باشد. با توجه به آنچه گذشت و اهمیت محیط زیست بر زندگی بشر و لزوم توسعه فناوری‌های نوین و پاک از جمله خدمات اینترنتی، این پژوهش کوشش دارد به بررسی تأثیر استفاده از اینترنت بر انتشار سرانه آلودگی بپردازد. همانگونه که در ادبیات موضوع مطرح شد در اکثر مطالعات مربوط به اثر استفاده از اینترنت بر کیفیت محیط زیست از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. لذا، جنبه‌ی متفاوت این پژوهش این است که علاوه بر نبود مطالعه در این زمینه برای کشورهای منطقه منا، از قالب پانل و آزمون‌های جدید در این حوزه استفاده شده است.

مواد و روش

اغلب مدل‌های اقتصادسنجی که در دهه‌های اولیه رشد مورد استفاده قرار می‌گرفت، بر فرض ایستایی سری‌های زمانی استوار بودند. پس از آشکار شدن ناایستایی بیشتر سری‌های زمانی، استفاده از متغیرهای اقتصادی به انجام آزمون‌های ایستایی متکی شد. در مدل‌های پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی، در صورت ناایستا بودن متغیرها، پدیده رگرسیون کاذب اتفاق می‌افتد. بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های پانل به منظور تضمین صحت و اعتبار نتایج، امری ضروری است.

برای آزمون ایستایی هریک از متغیرها از چهار آزمون ریشه واحد استفاده شد. آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانل به دودسته تقسیم می‌شود. گروه نخست، آزمون *LLC* (لوین و همکاران، ۲۰۰۲) است و فرض می‌کند یک فرایند ریشه واحد مشترک در بین مقاطع وجود دارد. دسته دوم از آزمون‌ها دربرگیرنده آزمون *IPS* (ایم و همکاران، ۲۰۰۳)، آزمون‌های فیشر (هم بر مبنای آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته[۱] و هم بر مبنای آماره فیلیپس - پرون[۲]) و آزمون دیکی – فولر گسترش یافته مقطعی[۳](*CADF*) است. دسته دوم از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانل بر این فرض استوار است که یک فرایند انفرادی ریشه واحدی در مقاطع مختلف وجود دارد. برای هر دو مجموعه آزمون، فرضیه صفر بیانگر وجود یک ریشه واحد

---

۱ Dickey-Fuller

۲ Phillips-Perron

3 Cross-Sectionally Augmented Dickey–Fuller (CADF) Test

است در حالی که فرضیه آلترناتیو، ایستا بودن متغیر را بیان می‌کند. آزمون‌های ایستایی بر مبنای معیار اطلاعات *SIC* تعداد وقفه‌ها را تعیین می‌کند.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش همجمعی می‌تواند مفید واقع شود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل همجمعی آن است که با وجود ناایستا بودن اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی، در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها، ایستا و بدون روند باشد. با استفاده از تحلیل همجمعی این روابط کشف می‌شود. آزمون‌های همجمعی پانلی نسبت به ازمون‌های همجمعی برای هر مقطع به صورت جداگانه، دارای قدرت و اعتبار بیشتر است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه کوچک باشد نیز قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی، ۲۰۰۸). هدف آزمون‌های همجمعی در نهایت پاسخ به این سؤال است که آیا رابطه بلندمدتی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد یاخیر. در صورت تأیید وجود رابطه همجمعی، می‌توان بردار همجمعی پنل را تخمین زد. آزمون همجمعی پیشنهادی پدرونی (۲۰۰۱، ۲۰۰۴) وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با ایجاد هفت آزمون همجمعی بررسی می‌کند. این آزمون‌ها در دو گروه قرار می‌گیرند. گروه نخست چهار آماره پانلی را در برمی‌گیرد شامل: آماره *Panel-v* (که ناپارامتریک بوده و بر اساس نسبت واریانس‌ها است) و آماره‌های *Panel-rho*، *Panel-PP* و *Panel ADF statistics* که به ترتیب مشابه آماره ρ فیلیپس-پرون، آماره t فیلیپس-پرون و آماره *ADF* در سری‌های زمانی تک متغیره است و بر اساس رویکرد درون‌گروهی (*within*) صورت می‌گیرد. گروه دوم آزمون‌های پدرونی، آماره‌های گروهی را بر اساس رویکردبین‌گروهی (*Between*) محاسبه می‌کند. این آماره‌های گروهی عبارت‌اند از: *Group-rho*، *Group-pp* و *Group-ADF*. آماره t کائو نیز در چارچوب دیکی-فولر تعمیم‌یافته و با فرض همگنی بین مقاطع محاسبه می‌شود.

دو رویکرد مشهور حداقل مربعات اصلاح‌شده (*FMOLS*) و حداقل مربعات پویا (*DOLS*) است. رویکرد اول، که توسط پدرونی (۲۰۰۰) و رویکرد دوم توسط استاک و واتسون (۱۹۹۳) معرفی شده است. از مهم‌ترین مزایای این دو روش این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد دارد، از ایجاد تورش همزمانی جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است. پس از تخمین رابطه بلندمدت، به منظور برآورد ضرایب کوتاه‌مدت بر اساس رابطه (۱) از الگوی تصحیح خطا (*ECM*) استفاده شد.

$$\Delta Ln\, y_{it} = c_i + \gamma_1 \Delta Ln\, y_{it-1} + \gamma_2 \Delta Ln\, X_{it} + \gamma_3 \Delta Ln\, X_{it-1} + \omega\, ECM_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن Δ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول و Ln لگاریتم طبیعی است. y_{it} متغیر وابسته مدل و X_{it} بردار متغیرهای توضیحی است. c_i اثرات ثابت مختص کشورها در مدل داده‌های پانل است. γ بردار ضرایب کوتاه‌مدت و i=1,2,… وقفه متغیرهای مدل است که با توجه به معیارهای انتخاب وقفه قابل تعیین است. ω ضریب تصحیح خطا و ECM_{it-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد.

با توجه به مدل فوق برای بررسی اثرات مصرف اینترنت و سایر متغیرها بر انتشار CO_2، بر اساس صلاح‌الدین و همکاران (۲۰۱۶) یک مدل اقتصادسنجی به صورت رابطه (۲) تخمین زده شد:

$$LnCO_{2it} = \beta_0 + \beta_1\, LnNET_{it} + \beta_2\, LnGDPC_{it} + \beta_3\, LnFD_{it} + \beta_4\, LnTO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن Ln نشانگر لگاریتم طبیعی است. اندیس‌های i و t به ترتیب بیانگر زمان و کشور است. CO_2 مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن، GDP تولید ناخالص داخلی، NET تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر، $GDPC$ تولید ناخالص داخلی حقیقی، FD توسعه مالی و TO درجه آزادی تجاری است. β_0 اجازه می‌دهد که اثرات ثابت مربوط به کشورها و در مدل در نظر گرفته شود. β_1 ، β_2 ، β_3 و β_4 کشش انتشار نسبت به تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر، تولید ناخالص داخلی حقیقی، توسعه مالی و درجه آزادی تجاری را نشان می‌دهد.

نتایج

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد نظر مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده اما با یک مرتبه تفاضل‌گیری همگی ایستا می‌شوند و $I(1)$ هستند.

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

نام آزمون	انتشار CO2	تولید ناخالص داخلی	توسعه مالی	آزادی تجاری	مصرف اینترنت
آزمون در سطح					
LLC	-۱/۷۱۵	-۳/۵۱۹	-۱/۰۶۴	-۳/۱۶۰	۳/۲۷۳
	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۴۳)	(۰/۰۰۰)	(۰/۹۹۹)
IPS	۰/۷۲۸	۰/۸۲۶	۰/۸۸۰	-۰/۴۹۴	۵/۱۷۰
	(۰/۷۶۶)	(۰/۷۹۵)	(۰/۸۱۰)	(۰/۳۱۰)	(۱/۰۰۰)
Fisher-ADF	۱۴/۷۴۶	۱۳/۷۸۵	۱۱/۳۴۳	۱۹/۹۳۴	۲/۰۸۶
	(۰/۶۷۹)	(۰/۷۴۳)	(۰/۸۷۹)	(۰/۳۳۶)	(۱/۰۰۰)
Fisher-PP	۲۴/۲۵۵	۱۲/۵۸۹	۱۲/۵۲۳	۲۰/۹۲۰	۱/۴۴۶
	(۰/۱۴۶)	(۰/۸۱۵)	(۰/۸۱۹)	(۰/۲۸۳)	(۱/۰۰۰)
			آزمون با یک تفاضل		
LLC	-۳/۸۰۷	-۱/۹۶۱	-۵/۰۸۹	-۶/۷۲۷	-۵/۹۰۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
IPS	-۲/۹۵۶	-۱/۴۶۷	-۳/۴۴۶	-۳/۹۲۸	-۴/۳۳۳
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
Fisher-ADF	۴۰/۱۴۳	۳۱/۰۳۷	۴۱/۵۶۲	۴۸/۲۱۸	۵۵/۴۳۰
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
Fisher-PP	۸۳/۲۷۶	۴۱/۳۱۱	۴۳/۹۴۷	۸۷/۶۵۹	۵۹/۷۱۶
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون ایستایی، می‌توان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از آزمون همجمعی بررسی کرد. دو نوع آزمون برای متغیرهای مورد نظر به کار گرفته شد: آماره‌های پانلی و گروهی پدرونی و آزمون کائو. هر یک از این آزمون‌ها برای محاسبه آماره‌های مربوطه، از تکنیک‌ها و فروض متفاوتی استفاده می‌کنند. آزمون‌های اشاره شده، بر اساس فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه همجمعی و فرضیه آلترناتیو مبنی بر همجمع بودن سری‌ها صورت می‌گیرد.

در آزمون‌های پدرونی و کائو از معیار اطلاعاتی شوارتز برای تعیین طول وقفه استفاده شد. تخمین طیفی بر مبنای بارتلت کرنل و پهنای باند با انتخاب خودکار وقفه بر مبنای نیووی-وست صورت گرفت. آزمون پدرونی با عرض از مبدأ و ترند در نظر گرفته شد. جدول (۲) نتایج آزمون‌های همجعی را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های همجمعی

آزمون همجمعی	آماره	آماره محاسباتی	p-value
پدرونی درون‌گروهی	Panel-v	-۰/۹۶۰	۰/۸۳۱
	Panel-rho	۱/۴۰۴	۰/۹۱۹
	Panel-pp	-۵/۰۲۲	۰/۰۰۰
	Panel-ADF	-۴/۵۰۹	۰/۰۰۰
پدرونی بین گروهی	Group-rho	۲/۶۸۹	۰/۹۹۶
	Group-pp	-۱۰/۹۶۰	۰/۰۰۰
	Group-ADF	-۷/۴۰۶	۰/۰۰۰
کائو	t	-۱/۷۰۷	۰/۰۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر مربوط به آزمون‌های پدرونی و کائو حاکی از رد فرضیه صفر است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس آزمون همجمعی پدرونی و کائو وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر، تولید ناخالص داخلی حقیقی، توسعه مالی و درجه آزادی تجاری تأیید می‌شود.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر، گام بعد تخمین رابطه است. برای تخمین بردار همجمعی از رویکرد حداقل مربعات اصلاح‌شده (*FMOLS*) استفاده شد. جدول (۳) نتایج به دست آمده از تخمین بلندمدت را نشان می‌دهد. تخمین رابطه بلندمدت با روش حداقل مربعات اصلاح‌شده نشان داد که هر سه متغیر تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی، آزادی تجاری و مصرف اینترنت اثر معنادار بر انتشار گاز CO_2 دارند.

جدول ۳. نتایج تخمین بلندمدت

	تولید ناخالص داخلی	توسعه مالی	آزادی تجاری	مصرف اینترنت
FMOLS	۰/۷۲۶	۰/۰۵۵	۰/۰۹۵	-۰/۰۹۳
	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰)
	Adj.R^2=۰/۹۸			R^2= ۰/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج این برآورد، متغیر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنادار بر انتشار گاز CO_2 است. بدین معنا که اگر میزان تولید ناخالص داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن ۰/۷۲ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش تولید ناخالص داخلی به مفهوم افزایش تولید کالا و خدمات مختلف است. با افزایش تولید کالا و خدمات، مصرف نهاده‌های تولیدی نظیر انرژی نیز افزایش می‌یابد. در جوامع مختلف، بین مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی ارتباط همسویی وجود دارد و افزایش مصرف انرژی به افزایش گاز دی اکسید کربن منجر می‌شود و گازهای منتشر شده در هر دوره به دلیل تجمع در محیط، سطح آلودگی سرانه در دوره بعد را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد.

نتایج همچنین حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار آزادی تجاری بر انتشار گاز دی اکسید کربن است. باز شدن درهای اقتصاد به سمت بازارهای جهانی و گسترش تجارت بین الملل کالاها و خدمات سبب ورود قسمتی از نیازهای داخلی یک کشور از بازارهای جهانی می‌گردد. به عبارت دیگر کشورها به واسطه واردات کالاها محصولاتی را مصرف می‌کنند که خود آن‌ها را در داخل تولید نکرده‌اند. در نتیجه هیچ آلودگی به واسطه تولید آن کالاها در کشور تولید نشده است. در مقابل باز بودن درب‌های اقتصاد منجر به ورود تکنولوژی‌های تولیدی به کشور شده که می‌تواند منجر به افزایش تولید گازهای گلخانه‌ای

گردد. بسته به این که محتوای آلودگی کدام گروه از کالاها (وارداتی یا صادراتی) بیشتر باشد، تجارت بین‌الملل بر میزان انتشار دی اکسید کربن تاثیر مثبت یا منفی خواهد داشت. در دوره مورد بررسی جریان صادرات و واردات کالاها و خدمات در منطقه منا به گونه‌ای بوده است که گسترش تجارت بین‌الملل سبب افزایش سطح سرانه آلودگی شده است. مطالعات آنگ (۲۰۰۹) و هالیکیوگلو (۲۰۰۸) نیز اثر مثبت آزادی تجارت بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن را تایید کردند. از طرفی مطالعه‌ی جلیل و محمود (۲۰۰۹) رابطه‌ی منفی بین این دو متغیر را نشان دادند.

همچنین نتایج حاکی از آن است که استفاده از اینترنت دارای اثر بلندمدت منفی و معنادار بر انتشار دی اکسیدکربن است. فناوری اطلاعات و ارتباطات علاوه بر تسریع در روند تبادل اطلاعات و تسهیل مدیریت و افزایش کارایی در بخش‌های مختلف اقتصادی بر میزان مصرف انرژی نیز تأثیرگذار می‌باشد. این اعتقاد وجود دارد که این رشد سریع استفاده از *ICT* منجر به بهبود بهره وری و کارایی انرژی شده است. مطالعات اردمن و هیلتی (۲۰۱۰)، چاوانه و همکاران (۲۰۱۵)، پاملین و پهلمن (۲۰۰۸)، ایشیدا (۲۰۱۵)، توفل و هورواث (۲۰۰۴) و ویسنر (۲۰۱۱) نیز نقش مثبت *ICT* در کاهش انتشار گازهای گلخانه ای تایید کردند.

در ادامه، رابطه کوتاه‌مدت بر اساس الگوی تصحیح خطا برآورد شد. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	*P-VALUE*
تفاضل تولید ناخالص داخلی	۰/۸۴۸	۰/۱۰۰	۰/۰۰۰
تفاضل توسعه مالی	۰/۱۱۲	۰/۰۷۹	۰/۱۵۸
تفاضل آزادی تجاری	۰/۰۵۳	۰/۰۷۱	۰/۴۵۸
تفاضل مصرف اینترنت	-۰/۰۸۸	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰
تصحیح خطا	-۰/۲۸	۰/۰۶۷	۰/۰۰۰
D.W.=1.91	*R^2=0.46*	*Adj.R^2=0.48*	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین الگوی *ECM* بیانگر رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهاست. در الگوی *ECM* متغیرهای توسعه مالی و آزادی تجاری اثر معنادار بر انتشار گاز CO_2 ندارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به رغم اثر معنادار توسعه مالی و آزادی تجارت در

بلندمدت در کوتاه‌مدت منجر به افزایش انتشار گاز CO_2 نمی‌گردد. ضریب جزء اصلاح خطا که بیانگر سرعت تعدیل کوتاه-مدت است ۰/۲۸- به دست آمد. بدین معنا که در هر دوره، ۲۸ درصد انحراف از تعادل بلندمدت انتشار گاز CO_2 اصلاح می‌شود. اما این ضریب در سطح یک درصد، با صفر تفاوت معناداری دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طی دهه‌های اخیر هشدارهای جهانی و تغییرات آب و هوایی به دلیل گسترش آلاینده‌ها، به یکی از نگرانی‌های عمده تبدیل شده است. میزان انتشار گاز دی اکسید کربن که در زمره گازهای گلخانه‌ای قرار دارد، توجه بسیاری از محققین و سیاست-گذاران در کشورهای مختلف را به خود جلب کرده است. عوامل متعددی میزان انتشار این گاز را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در این پژوهش به بررسی اثر استفاده از اینترنت بر انتشار گاز CO_2 طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰پرداخته شد. بدین منظور با استفاده از داده‌های ترکیبی شامل انتشار گاز دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر، تولید ناخالص داخلی حقیقی، توسعه مالی و درجه آزادی تجاری به تخمین مدل انتشار پرداخته شد. به دلیل $I(1)$ بودن تمامی متغیرها از رویکرد همجمعی پنل استفاده شد. نتایج تحلیل همجمعی حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق بود. براساس نتایج بدست آمده، متغیر تولید ناخالص داخلی و آزادی تجارت در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنادار بر انتشار گاز CO_2 است. همچنین نتایج حاکی از آن است که استفاده از اینترنت دارای اثر بلندمدت منفی و معنادار بر انتشار دی اکسیدکربن است. با توجه به روند افزایش سرانه انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای منطقه منا، لازم است سیاست‌های زیست‌محیطی جدیدی در منطقه اتخاذ گردد تا به این ترتیب تخریب محیط زیست کاهش یابد. براساس نتایج بدست آمده در پژوهش حاضر، امکان کاهش تولید ناخالص داخلی وجود ندارد زیرا با کاهش این متغیر سطح سرمایه-گذاری و اشتغال در اقتصاد کاهش می‌یابد. کاهش سطح اشتغال به مشکل بیکاری در منطقه دامن می‌زند. اما امکان کاهش میزان مصرف انرژی به واسطه بهبود کارایی مصرف این نهاده در واحدهای تولیدی وجود دارد. همچنین توسعه کسب و کارهای اینترنتی می‌تواند سهم بسزایی در کاهش انتشار گاز CO_2 داشته باشد. زیرا کسب کارهای اینترنتی باعث کاهش حمل و نقل و استفاده از خودروهای شخصی شده و این خود باعث کاهش مصرف میزان انرژی و انتشار گاز CO_2 می‌گردد. پس از تخمین رابطه بلندمدت، با استفاده از جمله پسماند تخمین، رابطه کوتاه‌مدت با استفاده از رویکرد تصحیح خطا برآورد شد. نتایج تخمین الگوی ECM که بیانگر رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهاست، نشان داد که متغیرهای توسعه مالی و

آزادی تجاری اثر معنادار بر انتشار گاز CO_2 ندارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به رغم اثر معنادار توسعه مالی و آزادی تجارت در بلندمدت در کوتاه‌مدت منجر به افزایش انتشار گاز CO_2 نمی‌گردد. ضریب جزء اصلاح خطا که بیانگر سرعت تعدیل کوتاه‌مدت است ۰/۲۸- به دست آمد. بدین معنا که در هر دوره، ۲۸ درصد انحراف از تعادل بلندمدت انتشار گاز CO_2 اصلاح می‌شود.

منابع

۱. اصغری، م. و عاملی، پ. ۱۳۹۴. تست فرضیه پناهندگی آلودگی در منطقه اتحادیه اروپا - خلیج فارس، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه: ۹۹-۸۸.

۲. امیر تیموری، س. و خلیلیان، ص. ۱۳۸۸. بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اپک: رهیافت منحنی کوزنتس،علوم محیطی، سال هفتم، ۱: ۱۷۲-۱۶۱.

۳. قاسمی، ع. و محمدخان پور اردبیل، ر. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات وارتباطات بر شدت مصرف انرژی در بخش حمل ونقل. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. ۱۳: ۱۹۰-۱۶۹.

۴. مداح، م. و عبداللهی، م. ۱۳۹۱. اثر کیفیت نهادها بر آلودگی محیط‌زیست در چارچوب منحنی کوزنتس با استفاده از الگوهای پانل دیتا ایستا و پویا (کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)، فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی. سال دوم، ۵: ۱۸۶-۱۷۱.

5. Al-Mulali U, Sheau-Ting L,Ozturk I.The global move towards internet shopping and its influence on pollution: an empirical analysis. Environ Sci Pollut Res 2015. ⟨http://link.springer.com/article/⟩ 10.1007/s11356-015-4142-2.
6. Baltagi, B. (2008) Econometric analysis of panel data. fourth edition, Chichester: John Wiley & Sons.
7. Cai S, Chen Xi, Bose I. Exploring the role of IT for environmental sustainability in China: an empirical analysis. Int J Prod Econ 2013;146:491–500.
8. Chavanne. X, Schinella S, Marquet D, Frangi JP, Le Masson S. Electricity Consumption of telecommunication equipment to achieve a telemeeting. 2015; 137:273–81.
9. Cho Y, Lee J, Kim TY. The impact of ICT investment and energy price on industrial electricity demand: dynamic growth model approach. Energy Policy 2007;35(9):4730–8.
10. Ebrahimi K, Jones GF, Fleischer AS. Thermo-economic analysis of steady state waste heat recovery in data centers using absorption refrigeration. Appl Energy 2015;139:384–97.
11. Erdmann L, Hilty LM. Scenario analysis; exploring the macroeconomic impacts of information and communication technologies on greenhouse gas emissions. J Ind Econ 2010;14:826–43.
12. Eskeland, G.S., Harrison, A.E., 2003. Moving to greener pastures? Multi nationals and the pollution haven hypothesis. J. Dev. Econ. 70 (1): 1-23
13. European Commission, E-Business Watch. The European e-Business Report: A Portrait of e-Business in 10 sectors of the EU economy. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg;2006.
14. Fettweis, G., Zimmermann, E., 2008. ICT energy consumption-trends and challenges, In: Proceedings of the 11th international symposium on wireless personal multimedia communications (WPMC2008), 2008,vol .2 , p .6.
15. Garimella SV, Persoons T, Weibel J, Yeh LT. Technological drivers in data centers and telecom systems:Multiscale theral, electrical, and energy management. Appl Energy 2013;107:66–80.
16. Hamdi H, SbiaR, ShahbazM. The nexus between electricity consumption and economic growth in Bahrain. Econ Model 2014; 38: 227–37.
17. He, Jie, 2006. Pollution haven hypothesis and environmental impacts of foreign direct investment: the case of industrial emission of sulfur dioxide in Chines provinces. Ecol. Econ.60, 228-245.
18. Heddeghem VW, Lambert S, Lannoo B, Colle D, Pickavet M, Demeester P. Trends in worldwide ICT electricity consumption from 2007 to 2012. Comput Commun 2014. http://dx.doi.org/10.1016/j.com.com.2014.02.008.
19. Hilty LM. Information Technology and Sustainability, Books on Demand; 2008.
20. Hoffmann, R., Lee, C.G., Ramasamy, B., Yeung, M., 2005. FDI and pollution: a granger causality test using panel data. J. Int. Dev. 17 (3): 311-317.
21. Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics,115(1): 53-74.

22. Ishida H. The effect of ICT development on economic growth and energy consumption in Japan. Telemat Inf 2015;32:79–88.
23. Jalil A, Feridun M. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: a cointegration analysis. Energy Econ 2011;33:284– 91.
24. Lau, L.S., Choong, C.K., Eng, Y.K., 2014. Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: do foreign direct investment and trade matter? Energy Policy 68 (5): 490- 497.
25. Levin, M., Lin, C. F. and Chu, C. S. (2002) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. Journal of Econometrics, (108): 1–24.
26. Moyer JD, Hughes BB. ICTs: Do they contribute to increased carbon emissions? Technol Forecast Soc Change 2012;79:919–31.
27. PamlinD, Pahlman S Outline for the first global IT strategy for CO2 reductions. A billion tons of CO2 reductions and beyond through transformative change. WWF Sweden; 2008.
28. Pedroni P. (2004) Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Econometic Theory, (20):597-627.
29. Pedroni, P. (2000) Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. Advances in Econometrics, (15): 93–130.
30. Pedroni, P. (2001) Purchasing power parity tests in cointegrated panels. The Review of Economics and Statistics, (83):727–31.
31. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
32. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). *Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship'* (No. 9622). Faculty of Economics: University of Cambridge.
33. Romm J. The Internet and the new energy economy. Resourc Conserv Recycling 2002; 36:197–210.
34. Roome N, Park J. Global sustainability and information economy: old changes, new perspectives. Green Manag Int 2000;32:24–32.
35. Sadorsky P. Information communication technology and electricity consumption in emerging economies. Energy Policy2012;48:130–6.
36. Salahuddin M, Alam K. Internet usage, electricity consumption and economic growth in Australia, A time series evidence.Telematics Inf 2015;32:862–78.
37. Shahbaz M, Dube S, Ozturk I, Jalil A. Testing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Portugal. Int J Energy Econ Policy 2015;5:475–81.
38. Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. *Applied Economics*, 32(15), 1977-1984.
39. SMARTer 2020 Team, GeSI SMARTer 2020: the role of ICT in driving a sustainable future, Brussels, Belgium: Global e-Sustainability Initiative (GeSI) and the Boston Consulting Group (BCG); 2012.

40. Stern, D. I., 2000, A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macro economy, Energy Economics, 22:267-283.
41. Sui DZ, Rejeski DW. Environmental impacts of the emerging digital economy: the e-for-environmente-commerce? Environ Manag 2002;29:155–63.
42. Takase K, Murota Y. The impact of ICT investment on energy: Japan and US comparison in 2010.Energy Policy 2004;32:1291–301.
43. Tamazian A, Peneiro J, Vadlamannati KC. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries. Energy Policy 2009; 37: 246–53.
44. Toffel MW, Horvath A. Environmental implications of wireless technologies: news delivery and business meetings. Environ Sci Technol2004;38:2961–70.
45. Wissner M. The Smart Grid – a saucerful of secrets? Appl Energy 2011;88:2509–18.
46. Zhang Y. The impact of financial development on carbon dioxide emissions: an empirical analysis in China. Energy Policy 2011;39: 2197–203.
47. Zhu, H., Duan, L., Guo, Y., Yu, K., 2016. The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in Asean-5: evidence from panel quantile regression. Econ. Model. 58: 237-248.

Investigating the Effect of Communication Technology Development on Environmental Quality Improvment in MENA Region

Abstract

This study empirically examines the relationship between CO2 emissions as an indicator of environmental quality and the communication technology development in MENA countries over the period of 2013-2000. To this purpose, panel cointegration approach was applied. The results of cointegration analysis indicated a long-term relationship between research variables. Based on the results, GDP, financial development and trade openness have a positive and significant effect on CO2 emissions in the long run. The results also indicate that the use of the Internet as an indicator of the development of communication technology has a negative and significant long-term effect on CO2 emissions. Considering the increasing rate of per capita CO2 emissions in MENA countries, it is necessary to adopt new environmental policies in the region. Finally, it is suggested that by improving the infrastructure of communication technology and facilitating its use in the community as well as the development of Internet businesses, the appropriate conditions will increase the use of these new technologies and thereby increase the quality of the environment.

Keywords: Communication technology, CO2 emissions, MENA region

JEL classification: *O14 ,Q53, Q55, Q56*